

Las ofertas en el procedimiento abierto: un estudio de las licitaciones de servicios realizadas por las Fuerzas Armadas españolas*

Jorge González Chapela

Centro Universitario de la Defensa de Zaragoza

jorgegc@unizar.es

* Agradezco a los evaluadores anónimos y a Andrés Magallón sus expertos comentarios, y a Jorge Rosell su estímulo en el comienzo de esta investigación. Este estudio ha sido financiado por el Centro Universitario de la Defensa de Zaragoza, proyecto 2015-06.

Resumen

Se analiza empíricamente la probabilidad de que una licitación abierta de servicios adquiridos por las Fuerzas Armadas españolas quede desierta, así como la oferta ganadora (o precio de adquisición del servicio) de las licitaciones adjudicadas. Para ello se estima un modelo de selección muestral a partir de datos tomados de la Plataforma de Contratación del Sector Público. Los resultados de las estimaciones pueden contribuir a mejorar la gestión y promover la eficiencia en futuras adquisiciones de servicios.

Abstract

The probability that a services procurement undertaken by the Spanish Armed Forces becomes null and void is analyzed, as well as the winning bid in the case of procurements which were awarded. To do this, a sample selection model is estimated using data compiled from the Public Sector Contracting Platform. The estimation results may help to improve the management of, and to promote efficiency in, future services procurements.

Palabras clave: Licitación de servicios; selección muestral; modelo probit heterocedástico, Services procurement; sample selection; heteroskedastic probit model.

Códigos JEL: H57, C51

1. Introducción

Como explica Fernández Roca (2011), el fin del servicio militar obligatorio supuso un importante descenso en el número de efectivos de las Fuerzas Armadas (FAS) españolas, quienes, ante la reducción de personal, se han visto en la necesidad de adquirir en el mercado una parte creciente de los servicios necesarios para el desarrollo de su actividad. Así, la partida de gasto corriente dedicada a financiar la adquisición de trabajos realizados por empresas y profesionales ha pasado de suponer el 0,61% del presupuesto del Ministerio de Defensa en 1997, al 1,48% en 2002 y al 2,38% en 2015.

La adquisición de servicios por parte de las FAS (y, en general, por parte de las Administraciones Públicas españolas) se rige por el Texto Refundido de la Ley de Contratos del Sector Público (R.D. Legislativo 3/2011, con entrada en vigor el 16 de diciembre de 2011). Entre otras disposiciones, esta norma establece que si un servicio se valora en más de 18.000 euros (excluido el IVA), la selección de la empresa proveedora debe hacerse ordinariamente mediante el procedimiento abierto, en el que cualquier empresario puede presentar una oferta.

Si bien los órganos de contratación (OCs) deben cuidar de que factores tales como el Presupuesto Base de Licitación (PBL, o precio máximo de adquisición) y la duración del contrato a adjudicar sean los adecuados para la provisión efectiva del servicio, algunas licitaciones quedan desiertas, generándose, en el mejor de los casos, una demora en la satisfacción de las necesidades de las FAS que podría derivar, incluso, en una pérdida de eficiencia si el servicio acabase adjudicándose por procedimientos que limitan la libre concurrencia. Por otro lado, y para una calidad determinada del servicio a adquirir, los OCs querrán utilizar esos mismos factores para minimizar el precio de adquisición del servicio, promoviendo así la eficiencia económica.

Estas consideraciones sugieren que el problema de decisión (o de diseño de una licitación) de un OC presenta rasgos “duales”, lo que, a su vez, apunta a que tanto la condición desierta/adjudicada de una licitación como la oferta ganadora en caso de ser adjudicada poseen elementos explicativos en común, justificándose así el estudio conjunto de ambas variables. (Por supuesto, el problema “dual” del OC se diferencia radicalmente del de la teoría clásica de demanda en que es la cantidad a adquirir, y no el precio a pagar, lo que es conocido de antemano).

Este estudio se dedica a analizar el comportamiento de las ofertas en las licitaciones de servicios adquiridos por las FAS mediante procedimiento abierto entre 2012 y 2015. Concretamente se investiga empíricamente los factores que influyen en que una licitación quede desierta y los que determinan la oferta ganadora, así como en qué medida lo hacen. La previsible extensión del procedimiento abierto que traerá consigo la nueva ley de contratos del sector público (MINHAP 2015),

aumenta la necesidad de estudios que contribuyan a mejorar, si cabe, la gestión de las futuras adquisiciones.

El resto del artículo se organiza de la siguiente forma. En la sección 2 se revisa la literatura académica más relevante para esta investigación. En la sección 3 se justifica y describe el método econométrico a utilizar. La fuente de las observaciones y la definición de las variables más importantes se detallan en la sección 4. La sección 5 presenta los resultados de las estimaciones así como su interpretación a la luz de la literatura relevante. La sección 6 contiene las principales conclusiones.

2. Estudios previos

No conocemos estudios previos que hayan analizado la probabilidad de que una licitación de servicios quede desierta. Los estudios temáticamente más próximos se hallan en los trabajos de Snyder et al. (2001) y Li y Zheng (2009). Snyder et al. (2001) analizan empíricamente los determinantes de la cancelación de licitaciones A-76, promovidas por el *U.S. Department of Defense* con el fin de reducir gastos. Sin embargo, existen importantes diferencias entre las licitaciones A-76 y las aquí estudiadas, siendo a nuestros efectos la principal el que una licitación A-76 no puede quedar desierta, pues entre los licitadores se encuentra el equipo interno de funcionarios que venía prestando el servicio. Li y Zheng (2009) analizan tanto teórica como empíricamente los factores que llevan a una empresa a participar en subastas de primer precio, utilizando datos de licitaciones adjudicadas por el *Texas Department of Transportation* para contrastar sus predicciones. Si bien podemos pensar que esos mismos factores son los que en última instancia determinan el que una licitación quede desierta, aquí estudiamos explícitamente esa condición, teniendo en cuenta además características institucionales propias y una muestra de servicios más diversa. Nuestro análisis empírico de la oferta ganadora tiene también un claro antecedente en Li y Zheng (2009), aunque con las diferencias que acabamos de apuntar.

Li y Zheng (2009) contemplan las licitaciones de servicios según el paradigma de los valores afiliados de Milgrom y Weber (1982). Este paradigma, que también se asume en el presente estudio, tiene como principio que el coste de proveer el servicio puede variar entre los licitadores, si bien no será totalmente independiente entre ellos sino que los diferentes costes estarán “afiliados”. La condición de afiliación viene a decir que si el coste de producción de un licitador es alto (respectivamente, bajo), esto hace que sea más probable que los costes de los demás también sean altos (bajos).

En el paradigma de los valores privados independientes (Vickrey 1961) los diferentes costes de producción de los licitadores se asumen independientes entre sí. Pero esta hipótesis no parece plausible en nuestro caso debido a la existencia de elementos de coste comunes a todos los

licitadores, como por ejemplo el precio de los factores de producción. En el paradigma del valor común (Rothkopf 1969) el coste de producción se considera igual para todos los licitadores tras haberse realizado la adjudicación y conocerse los detalles del servicio a proveer. Pero esta hipótesis podría estar equivocada si, como argumenta Carrick (1988), el ganador de un concurso es aquel que posee algún conocimiento exclusivo sobre cómo proveer el servicio contratado.

Según Pinkse y Tan (2005), en el paradigma de los valores afiliados el número de licitadores (n) ejerce dos efectos contrapuestos sobre las ofertas de equilibrio. Por un lado, el aumento de n provoca el descenso de los precios ofertados con el fin de mantener las opciones de ganar (efecto competición); por otro lado, la mayor competencia le revela al ganador que su estimación de los costes de producción de los rivales pudo ser menor de la real (efecto afiliación). Un licitador racional que internalice el efecto afiliación no disminuirá tanto (o incluso aumentará) el precio ofertado a medida que crezca n . Pinkse y Tan (2005) prueban que el efecto competición acabará dominando a partir de un cierto n , y que la relación entre n y el precio del servicio es teóricamente ambigua, pues cabe la posibilidad de que un nuevo licitador tenga un coste de producción menor al de los anteriores (efecto muestreo). Por estas razones, no impondremos una forma funcional a la relación empírica entre el importe de la oferta ganadora y n , sino que elegiremos la que mejor se ajuste a los datos.

3. Método econométrico

El análisis empírico se llevará a cabo utilizando una extensión del modelo Heckit (Heckman 1976). Heckit es el modelo común para analizar observaciones que han podido verse afectadas por sesgo de selección. Por ejemplo, la teoría económica predice que el número de licitadores potenciales influye tanto en la probabilidad de que una empresa participe en una licitación (y así de que ésta quede desierta) como en la oferta que presentará si decidiese participar (Li y Zheng 2009). Como no observaremos el número de licitadores potenciales, la probabilidad de que una licitación quede desierta y la oferta ganadora en caso de resultar adjudicada podrían no ser condicionalmente independientes, por lo que su estudio por separado arrojaría conclusiones carentes de validez.

El modelo Heckit se compone de dos ecuaciones que representan otras tantas etapas en la formación de las observaciones: la ecuación de primera etapa o de selección y la ecuación de segunda etapa o de resultado. Si bien ambas forman un modelo econométrico único, la estimación se efectuará también en dos etapas, ya que la estimación conjunta necesita de más supuestos y es, por tanto, menos robusta (Wooldridge 2010, p. 808). La extensión del modelo Heckit que se considera aquí consiste en que la ecuación de primera etapa se corresponderá con un modelo probit heterocedástico (MPH), en lugar de con un modelo probit común tal y como es usual.

El análisis empírico permitirá identificar tanto las variables que influyen en la probabilidad de que una licitación de servicios quede desierta, o las que determinan el precio de adquisición del servicio en las licitaciones adjudicadas, como también la medida o el grado en que lo hacen. Entre las variables explicativas se incluirán varias susceptibles de manejo por parte de los OCs de las FAS, por lo que las conclusiones derivadas de este estudio podrían contribuir a mejorar, si cabe, la gestión de las futuras adquisiciones de servicios.

3.1 Primera Etapa: Licitación Desierta/Adjudicada

Los factores determinantes de que una licitación quede desierta se analizan con un MPH (véase por ejemplo Wooldridge 2010). Sea y_1^* la variable aleatoria continua que representa la propensión de que una licitación quede desierta. y_1^* se asume dada por

$$y_1^* = \mathbf{x}'_1 \boldsymbol{\beta}_1 + u_1 \quad (1)$$

en donde \mathbf{x}_1 es un vector de variables explicativas observadas que incluye una constante. El término de error u_1 y el vector de parámetros $\boldsymbol{\beta}_1$ no son observados, pero se asume que

$$u_1 | \mathbf{x}_1 \sim \text{Normal} \left[0, \exp \left(2\mathbf{x}'_{1(c)} \boldsymbol{\delta}_1 \right) \right] \quad (2)$$

en donde $\mathbf{x}_{1(c)}$ denota todos los elementos no constantes de \mathbf{x}_1 , y $\boldsymbol{\delta}_1$ es un vector adicional de parámetros desconocidos.

Que una licitación quede o no desierta es una condición observable que se indica con la variable binaria

$$y_1 = 1 \left[y_1^* > 0 \right] \quad (3)$$

siendo $1[\cdot]$ la función indicadora usual. Así, $y_1 = 1$ si la licitación queda desierta y $y_1 = 0$ si es adjudicada. En este contexto, la probabilidad de que una licitación quede desierta viene dada por

$$P(y_1 = 1 | \mathbf{x}_1) = \Phi \left(\mathbf{x}'_1 \boldsymbol{\beta}_1 / \exp \left(\mathbf{x}'_{1(c)} \boldsymbol{\delta}_1 \right) \right) \quad (4)$$

en donde $\Phi(\cdot)$ es la función de distribución normal estándar. Dada una muestra de N licitaciones independientes, el estimador PH de $\boldsymbol{\theta}_1$, $\boldsymbol{\theta}_1 = (\boldsymbol{\beta}'_1, \boldsymbol{\delta}'_1)'$, se obtiene maximizando $\sum_{i=1}^N \ell_i(\boldsymbol{\theta}_1)$, en donde

$$\ell_i(\boldsymbol{\theta}_1) = y_{i1} \ln \Phi \left(\mathbf{x}'_{i1} \boldsymbol{\beta}_1 / \exp \left(\mathbf{x}'_{i1(c)} \boldsymbol{\delta}_1 \right) \right) + (1 - y_{i1}) \ln \left[1 - \Phi \left(\mathbf{x}'_{i1} \boldsymbol{\beta}_1 / \exp \left(\mathbf{x}'_{i1(c)} \boldsymbol{\delta}_1 \right) \right) \right] \quad (5)$$

Si se cumplen (2) y las condiciones de regularidad usuales, $\hat{\boldsymbol{\theta}}_1$ es consistente y asintóticamente normal con matriz de varianzas estimada dada por

$$\hat{\mathbf{V}}(\hat{\boldsymbol{\theta}}_1) = \hat{\mathbf{A}}^{-1} \quad (6)$$

$$\hat{\mathbf{A}} = \sum_i \frac{\partial s_i}{\partial \theta_1'} \Big|_{\hat{\theta}_1} \quad y \quad s_i = \partial \ell_i(\theta_1) / \partial \theta_1.$$

Siendo $\mathbf{x}_{1(j)}$ el vector \mathbf{x}_1 con la variable que ocupa la posición j -ésima retirada, el efecto parcial de x_{1j} sobre $P(y_1 = 1 | \mathbf{x}_1)$ viene dado por

$$\Delta P(y_1 = 1 | \mathbf{x}_1) = \Phi\left(\frac{\mathbf{x}'_{1(j)} \boldsymbol{\beta}_{1(j)} + \beta_{1j}}{\exp(\mathbf{x}'_{1(c,j)} \boldsymbol{\delta}_{1(j)} + \delta_{1j})}\right) - \Phi\left(\frac{\mathbf{x}'_{1(j)} \boldsymbol{\beta}_{1(j)}}{\exp(\mathbf{x}'_{1(c,j)} \boldsymbol{\delta}_{1(j)})}\right) \quad (7)$$

si x_{1j} es una variable binaria, y por

$$\frac{\partial P(y_1 = 1 | \mathbf{x}_1)}{\partial x_{1j}} = \phi\left(\frac{\mathbf{x}'_1 \boldsymbol{\beta}_1}{\exp(\mathbf{x}'_{1(c)} \boldsymbol{\delta}_1)}\right) \exp(-\mathbf{x}'_{1(c)} \boldsymbol{\delta}_1) [\beta_{1j} - \delta_{1j} (\mathbf{x}'_1 \boldsymbol{\beta}_1)] \quad (8)$$

si x_{1j} es continua, siendo $\phi(\cdot)$ la función de densidad normal estándar. Los efectos parciales medios (EPMs) se estiman reemplazando θ_1 con $\hat{\theta}_1$ en (7)-(8) y luego calculando su media en el conjunto de las N licitaciones. Los errores típicos (ETs) de los EPMs se obtienen con el método delta.

3.2 Segunda Etapa: Oferta Ganadora

Sea y_2 , $y_2 > 0$, la variable aleatoria continua que representa el importe de la oferta ganadora en una licitación adjudicada. Su logaritmo natural se asume dado por

$$\ln(y_2) = \mathbf{x}'_2 \boldsymbol{\beta}_2 + u_2 \quad (9)$$

en donde u_2 es un término de error con media cero y el resto de elementos sigue la notación empleada anteriormente. La forma funcional logarítmica asegura que los valores predichos de y_2 serán estrictamente positivos para cualquier valor de \mathbf{x}_2 . El vector $\boldsymbol{\beta}_2$ es estimado por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) permitiendo, como se argumentó al comienzo de esta sección, que u_1 y u_2 no sean independientes. Para contrastar esta posibilidad y corregir sus posibles efectos, la inversa de la razón de Mills estimada,

$$\hat{\lambda} = \phi\left(\frac{-\mathbf{x}'_1 \hat{\boldsymbol{\beta}}_1}{\exp(\mathbf{x}'_{1(c)} \hat{\boldsymbol{\delta}}_1)}\right) / \Phi\left(\frac{-\mathbf{x}'_1 \hat{\boldsymbol{\beta}}_1}{\exp(\mathbf{x}'_{1(c)} \hat{\boldsymbol{\delta}}_1)}\right) \quad (10)$$

se añadirá a los regresores en (9). Cuando $\hat{\lambda}$ sea un término estadísticamente significativo, los ETs de $\hat{\boldsymbol{\beta}}_2$ se corregirán por la presencia de parámetros estimados en $\hat{\lambda}$ según se explica en el Apéndice.

4. Datos y variables

Los análisis se realizan con una muestra de 571 licitaciones pertenecientes a 283 expedientes de contratación de servicios gestionados por OCs de las FAS durante el período 2012-2015. Estos expedientes representan el 52% del total de expedientes análogos adjudicados por el procedimiento abierto. Los restantes expedientes abiertos fueron descartados porque la oferta ganadora iba a coincidir con el PBL, se cancelaron por parte del OC, o carecían de datos necesarios y/o contenían datos incoherentes. Del total de licitaciones incluidas en la muestra, 30 quedaron desiertas y 541 fueron adjudicadas, es decir, recibieron al menos una oferta que cumplía las condiciones de la convocatoria y no superaba el PBL. Sin embargo, n sólo quedó registrado en 388 casos, siendo esta la sub-muestra disponible para estudiar los determinantes de la oferta ganadora.

Los datos de las licitaciones fueron recogidos por el autor a partir de la lectura de la información publicada en la Plataforma de Contratación del Sector Público (PLACE). La recogida de los datos se prolongó hasta mediados de mayo de 2016. Tanto la condición de desierta como la oferta ganadora se han tomado del anuncio de adjudicación. Las variables incluidas en x_1 pueden clasificarse en: características de la licitación, del OC o del servicio. Las características de la licitación son: el logaritmo del PBL, el plazo previsto de ejecución del contrato medido en meses, la ponderación porcentual del precio en el criterio de adjudicación, un indicador de tramitación urgente, y el año de inicio del expediente en forma de tendencia temporal. Las características del OC son la rama militar a la que pertenece y el número de licitaciones muestrales que ha gestionado.

Las características del servicio se representan por efectos fijos correspondientes a divisiones del Vocabulario Común de Contratos Públicos que contengan al menos el 10% de las licitaciones muestrales. x_2 contiene las mismas variables incluidas en x_1 más una función de n . La Tabla 1 proporciona una estadística descriptiva de las variables utilizadas en este estudio.

TABLA 1—ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA DE LAS LICITACIONES MUESTRALES

Variables dependientes	Todas (N = 571)				Sub-muestra ^a (N = 388)			
	Media	DT	Min	Max	Media	DT	Min	Max
Desierta	0,0525		0	1				
Oferta ganadora (1.000s de €)					212,3	518,1	0,997	4996,0
Variables explicativas								
PBL (1.000s de €)	225,9	560,7	1,99	5072,0	256,7	601,8	1,99	5072,0
Plazo de ejecución (meses)	9,507	7,187	0,493	36	9,909	7,542	0,493	36
Ponderación del precio (%) ^b	72,9	22,8	20	100	75,3	21,9	20	100
Urgente	0,224		0	1	0,178		0	1
Tendencia temporal ^c	2,45	1,09	1	4	2,81	0,99	1	4
Ejército de Tierra	0,651		0	1	0,701		0	1
Ejército del Aire	0,277		0	1	0,206		0	1
Armada	0,072		0	1	0,093		0	1
Nº de licitaciones ^d	33,4	26,0	1	85	30,3	23,0	1	85
Reparación o mantenimiento	0,391		0	1	0,436		0	1
Hostelería o restauración	0,140		0	1	0,175		0	1
Nº de licitadores (n)					3,12	2,84	1	23

Notas: ^a: Adjudicadas y en las que PLACE proporciona *n*. ^b: Importancia del precio en el criterio de adjudicación. ^c: Desde el valor 1 (si el anuncio de licitación se publicó en 2012) al 4 (si se publicó en 2015). ^d: Nº de licitaciones muestrales gestionadas por el OC que gestiona la licitación de que se trate.

Fuente: Cálculos del autor a partir de observaciones tomadas de PLACE.

5. Resultados de las estimaciones

Los resultados de estimar (4) y (9) por los métodos descritos anteriormente se presentan en la Tabla 2. En la columna (1) se hallan los EPMs estimados por el MPH y los resultados del contraste de la razón de verosimilitud de $\delta_1 = \mathbf{0}$, que claramente rechaza la hipótesis nula de homocedasticidad de u_1 (*p*-valor 0,00). En la columna (2) se presenta $\hat{\beta}_2$ junto con el coeficiente estimado asociado a $\hat{\lambda}$. \mathbf{x}_2 incluye una función lineal de *n* porque ésta ha sido la forma funcional favorecida por el criterio de información bayesiano (*BIC*, en sus siglas en inglés)

$$BIC = \ln SSR + \frac{K \ln N}{N} \quad (11)$$

de entre las funciones lineal, cuadrática y cúbica. En (11), SSR es la suma de cuadrados de los residuos y $K = \dim(\beta_2) + 1$.

TABLA 2—ESTIMACIONES DE LA PROBABILIDAD DE QUE UNA LICITACIÓN QUEDE DESIERTA Y DE LA OFERTA GANADORA.

Variables explicativas	(1)		(2)	
	$P(y_1 = 1 \mathbf{x}_1), PH$		$E(\ln(y_2) \mathbf{x}_2, \hat{\lambda}), MCO$	
	EPM	ET	Coefficiente	ET
Ln PBL	-2,99E-7	2,84E-7	1,0086**	0,0090
Plazo de ejecución (meses)	-0,0086**	0,0031	-0,0026	0,0019
Ponderación del precio (%; ÷ 10)	0,0032	0,0056	-0,0217**	0,0069
Urgente	-0,0568**	0,0209	-0,0602	0,0420
Tendencia temporal	-0,0775**	0,0220	0,0101	0,0125
Ejército del Aire	-0,0480	0,0250	0,0962**	0,0328
Armada	0,0321	0,0621	0,0483	0,0529
Nº de licitaciones (÷ 5)	-0,0075**	0,0034	0,0008	0,0027
Reparación o mantenimiento	-0,0490**	0,0147	-0,0548	0,0301
Hostelería o restauración	0,2286**	0,0545	0,0732	0,0394
Nº de licitadores (n)			-0,0275**	0,0045
$\hat{\lambda}$			0,2202**	0,0784
Constante			-0,1387	0,1106
Log-verosimilitud	-79,711			
$\delta_1 = 0$ (p -valor)	0,000			
R^2	0,322		0,983	
N	571		388	

Notas: En la columna (2), los ETs son robustos a heterocedasticidad y han sido corregidos por la presencia de parámetros estimados en $\hat{\lambda}$. **: Estadísticamente distinto de cero al 5% de significación.

Fuente: Cálculos del autor a partir de observaciones tomadas de PLACE.

5.1 Licitación Desierta/Adjudicada

Si atendemos a los efectos que alcanzan relevancia estadística al 5% de significación, vemos que la probabilidad de que una licitación de servicios adquiridos por las FAS quede desierta no depende ni del PBL ni de la ponderación del precio en el criterio de adjudicación. Sin embargo, esta probabilidad se ve influida por otras características de la licitación, del OC y del servicio a contratar. Así, cada mes adicional de duración del contrato reduce la probabilidad de que la licitación quede desierta en 0,0086, lo que representa un 16% de la incidencia media de la condición de desierta en la muestra (0,0525). Una licitación urgente es 0,0569 *menos* probable que quede desierta, al igual que sucede en el caso de las licitaciones más recientes: con cada año adicional se reduce la probabilidad de que una licitación quede desierta en 0,0775. Por cada 5 licitaciones que haya gestionado un OC de las FAS, la probabilidad de que la licitación que gestione quede desierta se reduce en 0,0075, lo que representa un 14% de la incidencia media de esa condición. La probabilidad de quedar desierta aumenta fuertemente cuando se licita un servicio de hostelería o restauración (0,2286), mientras que, de forma opuesta, las licitaciones de servicios de reparación o mantenimiento presentan una probabilidad de quedar desiertas inferior a la media (-0,0490).

5.2 Oferta Ganadora

El ajuste del modelo (9) a los datos es muy bueno ($R^2 = 0,983$). El coeficiente estimado asociado a $\hat{\lambda}$ es 0,2202, con ET robusto a heterocedasticidad igual a 0,0645. Por tanto, se rechaza la hipótesis nula de que u_1 y u_2 son independientes al 1% de significación. En consecuencia, los ETs de la columna (2) han sido corregidos por la presencia de parámetros estimados en $\hat{\lambda}$. El signo positivo del coeficiente asociado a $\hat{\lambda}$ indica que u_1 y u_2 están inversamente correlacionados. Es decir, factores no observados en este estudio simultáneamente aumentan (reducen) la probabilidad de que una licitación quede desierta y reducen (aumentan) la oferta ganadora en las licitaciones adjudicadas.

La elasticidad estimada de la oferta ganadora al PBL es 1,01 (ET = 0,01), lo que sugiere que el PBL y el precio de compra aumentan aproximadamente en la misma proporción. Manteniendo constantes el resto de variables explicativas, un aumento de 10 puntos porcentuales en la ponderación que recibe el precio en el criterio de adjudicación reduce la oferta ganadora un 2,17% de media. Este resultado sugiere que la oferta ganadora como función de la importancia del precio en el criterio de adjudicación sigue un perfil decreciente y convexo. El precio de compra en una licitación gestionada por un OC del Ejército del Aire (EA) es en promedio un 9,62% más alto que en una licitación comparable gestionada por un OC del Ejército de Tierra. Por cada licitador adicional que se presenta a la puja, la oferta ganadora se reduce en promedio un 2,75%, dando lugar a un perfil decreciente y convexo entre la oferta ganadora y n .

5.3 Discusión de los Resultados

Una importante conclusión que se deriva de este estudio es que, en el caso de las FAS españolas, agrupar o dividir licitaciones de servicios con características comparables no altera la probabilidad de que la licitación quede desierta. Sin embargo, en el caso de las licitaciones A-76 analizadas por Snyder et al. (2001), la probabilidad de que la licitación se cancelase crecía con el tamaño del servicio (medido por el personal empleado). La razón de esta discrepancia radica probablemente en que los servicios adquiridos por la FAS son servicios de tipo auxiliar que no se prestan internamente por funcionarios.

Como la tramitación urgente reduce a la mitad los plazos para presentar ofertas, la relación observada entre la condición de urgente y la probabilidad de quedar desierta no es la esperada. Tras descartar un error, y antes de conjeturar las posibles causas, parece necesario evaluar la fiabilidad de este resultado en muestras distintas. Por el contrario, el signo de los coeficientes asociados a los efectos fijos de tipo de servicio era esperable a la luz de la teoría de Hart et al. (1997), si consideramos que el *output* de las funciones de mantenimiento es más fácilmente especificable en un contrato que el de otras tareas.

Que la probabilidad de quedar desierta se reduzca con el paso del tiempo podría deberse a un “efecto aprendizaje” en la gestión de licitaciones común a todos los OCs de las FAS. En esta misma línea podría interpretarse que por cada 5 licitaciones que haya gestionado un OC, la probabilidad de que la licitación que gestione quede desierta sea menor. Si, como se ha reconocido en la Introducción, las FAS desean reducir la incidencia de la condición de desierta, este aparente efecto aprendizaje a nivel de OC estaría abogando por concentrar la gestión de las licitaciones en menos OCs. ¿Podría existir un opuesto “efecto congestión” que promoviese la desconcentración de la gestión a partir de un cierto número de licitaciones? Para comprobarlo se incluyó el cuadrado de la variable “Nº de licitaciones” en \mathbf{x}_1 (y en $\mathbf{x}_{1(c)}$), pero resultó no ser significativa (p -valor 0,27). Parece, por tanto, que de existir un “efecto congestión” en el período estudiado no fue significativo.

Con relación al comportamiento de la oferta ganadora, la elasticidad al PBL que hemos estimado sugiere que no existen economías ni deseconomías de escala. La elasticidad de la oferta ganadora con relación al coste estimado hallada por Li y Zheng (2009) es ligeramente mayor (1,04, ET = 0,02) e indica la presencia de economías de escala, si bien modestas.

Se investigaron posibles causas del aparente sobreprecio pagado por OCs del EA sin encontrar resultados concluyentes, en parte por el limitado tamaño de la muestra de licitaciones gestionadas por el EA. Por ejemplo, se añadió la interacción EA*n a \mathbf{x}_2 para investigar la posible

existencia de un menor grado de competencia efectiva entre las empresas participantes en licitaciones organizadas por OCs del EA. El coeficiente estimado asociado a $EA*n$ resultó ser positivo (0,0077) y concordaba con la hipótesis dada, pero estaba imprecisamente medido ($ET = 0,0100$).

El perfil decreciente y convexo que describe la relación empírica entre la oferta ganadora y n coincide con la forma funcional impuesta a los datos por Li y Zheng (2009), y sugiere, además, que los licitadores no internalizan (o no lo hacen en una gran medida) el efecto afiliación descrito por Pinkse y Tan (2005). El perfil estimado indica que la oferta ganadora no deja de reducirse a medida que aumenta n en todo el rango observado de n , por lo que limitar el número de licitadores no beneficiaría a las FAS. Esta conclusión va en la línea de la nueva ley de contratos del sector público, que pretende extender el uso del procedimiento abierto como mecanismo de contratación.

6. Conclusiones

Ciertas características de la licitación, del organismo de contratación (OC) y del servicio a adquirir crean diferencias en la probabilidad de que una licitación de servicios adquiridos por las Fuerzas Armadas españolas quede desierta, y, si acaba siendo adjudicada, en la oferta ganadora (o precio de adquisición). La duración del contrato, el número de licitaciones gestionadas por el OC y el hecho de que se licite la prestación de un servicio de reparación o mantenimiento disminuyen la probabilidad de quedar desierta, probabilidad que aumenta fuertemente en el caso de un servicio de hostelería o restauración.

La oferta ganadora está inversamente relacionada con la ponderación del precio en el criterio de adjudicación y con el número de licitadores presentados a subasta (como cabía esperar), pero es significativamente mayor en el caso de licitaciones gestionadas por el Ejército del Aire. Nuestros resultados también sugieren que existen factores no observados en este estudio que hacen variar en sentido opuesto la probabilidad de que una licitación quede desierta y la oferta ganadora si la licitación acabara siendo adjudicada.

Apéndice

A continuación se derivan analíticamente los ETs corregidos por la presencia de parámetros estimados en $\hat{\lambda}$ siguiendo la metodología de Arellano y Meghir (1992), pero teniendo en cuenta que el probit de primera etapa es un probit heterocedástico.

Tras incorporar $\hat{\lambda}$ a los regresores, la ecuación (9) queda como sigue:

$$\ln(y_2) = \mathbf{x}'_2 \boldsymbol{\beta}_2 + \beta_\lambda \hat{\lambda} + \ddot{v}_2 \quad (\text{A.1})$$

$$\ddot{v}_2 = v_2 + \beta_\lambda (\lambda - \hat{\lambda}) \quad (\text{A.2})$$

El término de error \ddot{v}_2 puede ser aproximado en primer orden alrededor de $\hat{\boldsymbol{\theta}}_1 = \boldsymbol{\theta}_1$ por la expresión

$$\ddot{v}_2 \approx v_2 - \beta_\lambda \left(-\lambda \left[\lambda - \mathbf{x}'_1 \boldsymbol{\beta}_1 / \exp(\mathbf{x}'_{1(c)} \boldsymbol{\delta}_1) \right] \right) \exp(-\mathbf{x}'_{1(c)} \boldsymbol{\delta}_1) \mathbf{z}' (\hat{\boldsymbol{\theta}}_1 - \boldsymbol{\theta}_1), \quad (\text{A.3})$$

en donde $\mathbf{z} = \left(-\mathbf{x}'_1, (\mathbf{x}'_1 \boldsymbol{\beta}_1) \mathbf{x}'_{1(c)} \right)'$. Como los dos términos de la derecha en (A.3) son ortogonales,

$$\Xi \equiv E[\ddot{v}_2 \ddot{v}'_2] = E[v_2 v'_2] + A Q V Q' A \quad (\text{A.4})$$

siendo $E[v_2 v'_2]$ la matriz de varianzas de $\hat{\boldsymbol{\beta}}_2$ robusta a heterocedasticidad,

$A = \text{diag} \left(\beta_\lambda \left(-\lambda \left[\lambda - \mathbf{x}'_1 \boldsymbol{\beta}_1 / \exp(\mathbf{x}'_{1(c)} \boldsymbol{\delta}_1) \right] \right) \right)$, Q la matriz con filas $\exp(-\mathbf{x}'_{1(c)} \boldsymbol{\delta}_1) \mathbf{z}'$, y V la matriz de varianzas de $\hat{\boldsymbol{\theta}}_1$.

La matriz de varianzas estimada del estimador MCO de $\boldsymbol{\beta}_2$ corregida por la presencia de regresores generados viene dada por

$$(\mathbf{X}'_2 \mathbf{X}_2)^{-1} \hat{\Xi} (\mathbf{X}'_2 \mathbf{X}_2)^{-1} \quad (\text{A.5})$$

en donde \mathbf{X}_2 contiene los regresores en (A.1). Los ETs en la columna (2) de la Tabla 2 se han obtenido tomando la raíz cuadrada de los elementos que ocupan la diagonal principal de (A.5).

Referencias

- ARELLANO, Manuel, y MEGHIR, Costas. "Female labour supply and on-the-job search: an empirical model estimated using complementary data sets". *The Review of Economic Studies*. 1992, vol. 59, n. 3, p. 537-559.
- CARRICK, Paul M. "New evidence on government efficiency". *Journal of Policy Analysis and Management*. 1988, vol. 7, p. 518-28.
- FERNÁNDEZ ROCA, Juan Manuel. *Viabilidad y costes de la externalización de servicios en el ámbito de las Fuerzas Armada*. Tesis Doctoral. Madrid: Ministerio de Defensa. 2011.
- HART, Oliver, et al. "The proper scope of government: Theory and an application to prisons". *Quarterly Journal of Economics*. 1997, vol. 112, n. 4, p. 1127-1161.
- HECKMAN, James J. "The common structure of statistical models of truncation, sample selection, and limited dependent variables and a simple estimator for such models". *Annals of Economic and Social Measurement*. 1976, vol. 5, p. 475-92.
- LI, Tong, y ZHEN, Xiaoyong. "Entry and competition effects in first-price auctions: Theory and evidence from procurement auctions". *Review of Economic Studies*. 2009, vol. 76, n. 4, p. 1397-1429.
- MILGROM, Paul R., y WEBER, Robert J. "A theory of auctions and competitive bidding". *Econometrica*. 1982, vol. 50, n. 5, p. 1089-1122.
- MINISTERIO DE HACIENDA Y ADMINISTRACIONES PÚBLICAS. *Borrador de Anteproyecto de Ley de Contratos del Sector Público*. Madrid: Dirección General del Patrimonio del Estado. 2015.
- PINKSE, Joris, y TAN, Guofu. "The affiliation effect in first-price auctions". *Econometrica*. 2005, vol. 73, p. 263-77.
- ROTHKOPF, Michael H. "A model of rational competitive bidding". *Management Science*. 1969, vol. 15, n. 7, p. 362-373.
- SNYDER, Christopher M., et al. "Reducing government spending with privatization competitions: A study of the Department of Defense experience". *Review of Economics and Statistics*. 2001, vol. 83, n. 1, p. 108-17.
- VICKREY, William. "Counterspeculation, auctions, and competitive sealed tenders". *The Journal of Finance*. 1961, vol. 16, n. 1, p. 8-37.
- WOOLDRIDGE, Jeffrey M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data. Second edition*. Cambridge, MA: The MIT Press. 2010.